

THE EQUALITY OF PROFESSIONAL FORECASTS MEAN SQUARED ERRORS AND INFLATION UNCERTANTY IN BRAZIL

Wilson Luiz Rotatori Corrêa

TD. 014/2009

***Programa de Pos-Graduação em Economia Aplicada -
FE/UFJF***

Juiz de Fora

2009

Um Modelo Macroeconômico de Pequena Escala para Análise dos Efeitos do Mecanismo de Transmissão de Juros para os Preços em MG, RJ e SP

Wilson Luiz Rotatori Corrêa¹

Resumo:

A estimação de modelos VAR cointegrados permite identificação de relações estruturais de longo prazo (cointegração) fundamentais para melhor identificar a dinâmica do mecanismo de transmissão dos juros para os preços. Numa economia como a brasileira há de se esperar diferenças neste mecanismo para diferentes estados brasileiros. O presente artigo objetiva exatamente contribuir nesta área através da construção de um modelo macroeconômico (VAR) de pequena escala para a economia brasileira para identificação dessas relações estruturais e comparativamente para os principais estados brasileiros (MG-RJ-SP). Os resultados permitem a identificação para a economia brasileira de uma curva IS, onde o produto é negativamente relacionado com a taxa de juros real. A mesma especificação é testada utilizando-se os dados para MG e SP. Para estes casos a moeda medida pelo conceito de M3 não se mostra significativa na relação de longo prazo bem como a taxa de câmbio. Para o RJ a mesma especificação não é rejeitada considerando-se o gap do produto. Nesse caso diferentemente de MG, SP e do Brasil a moeda (M3) se mostra relevante embora a taxa de câmbio não se mostre significativa. No curto prazo para MG a dinâmica da inflação é positivamente relacionada com as variações na taxa de câmbio do produto industrial e do estoque de moeda. No caso de São Paulo a dinâmica da taxa de inflação é positivamente relacionada com a taxa de câmbio apenas. Finalmente para o RJ a dinâmica da inflação é positivamente relacionada com a taxa de câmbio e com o estoque de moeda e negativamente com o produto e a própria taxa de inflação. De uma maneira geral considerando a dinâmica dos preços nos três estados esta parece ter um elemento em comum, qual seja, no curto prazo o efeito passagem do câmbio para os preços e no longo prazo o controle da demanda agregada via taxa de juros reais, mas com diferentes impactos quando consideramos as funções de impulso resposta dos choques sobre a moeda.

Palavras chave: Política Monetária, Inflação Regional, VAR, Cointegração

Abstract:

Cointegrated VAR models allow the identification of long run cointegrated vectors as structural relations which are fundamental to understand the transmission effects in the monetary policy. When we consider the Brazilian economy dimensions we should expect different patterns for the Brazilian states. Our main objective in this paper is exactly contribute to the literature through estimating small scale cointegrated VAR models to the Brazilian economy using this model to identify the structural relations and comparatively to the main states in the southeast region (MG-RJ-SP). Our results allow the identification of a long run IS curve where the output is negatively related to the real interest rate only with the money stock and the nominal exchange rate being non significant. We test the same specification on the SP and MG data and it is not rejected.. Considering the RJ data a different specification is proposed to the IS curve, where the output gap rather than the output itself and the money stock are used. Similarly to the other models the exchange rate is not significant. In the short run we observe that to the MG data, inflation dynamics is positively related to the changes in the output, exchange rate and money stock whereas to SP data the inflation dynamics is only influenced by changes in the exchange rate. Finally to the RJ data inflation dynamics is positively related to the exchange rate and the money stock and negatively related to the output and lagged inflation. As a general result we identify a common pattern in the inflation rate dynamics based on the exchange rate pass through to prices in the short run and based on aggregate demand control (IS curve) in the long run but with distinct patterns when we consider the impulse response functions to shocks on money.

Key words: Monetary Policy, Regional Inflation, VAR, Cointegration

¹ Phd em Economia pela University of Southampton e professor do departamento de ciências econômicas da UFSJ. O autor gostaria de agradecer o apoio financeiro da UFSJ através do edital 001/2007 do programa pró-doutor da UFSJ e da FAPEMIG pelo apoio financeiro a participação no VI Encontro Nacional ENABER bem como através do edital universal 001/2007.

1) Introdução

A partir de meados de 1999 a política monetária no Brasil passou a utilizar uma estrutura de metas de inflação, menos de seis meses depois de haver adotado um sistema de taxas de câmbio flutuantes. Uma das características centrais do sistema de metas de inflação é a necessidade do formulador de política adotar atitudes preventivas quanto aos efeitos das ações de política monetária sobre os preços e o produto.

Neste sentido, o trabalho do Banco Central (BC), desde a adoção do sistema de metas para a inflação, tem sido norteado por alguns princípios básicos implementados no âmbito do Comitê de Política Monetária (Copom). Em primeiro lugar, o Copom atua a partir de uma avaliação da tendência futura da inflação. Essas projeções são obtidas utilizando-se as melhores informações disponíveis, tanto quantitativas, processadas através de modelos estruturais, simulações e outras medidas estatísticas, quanto qualitativas e desagregadas, que exigem uma avaliação mais subjetiva.

Estudos realizados pelo BC que tomam por base séries trimestrais pós-Plano Real em modelos de pequena e de média escalas, sugerem que a elevação da taxa Selic produz redução no IPCA no futuro. O impacto sobre a inflação se daria através de vários canais de transmissão. De uma maneira mais específica podemos esperar que as variações das taxas de juros de curto prazo influenciem os preços através dos canais de preço dos ativos, do crédito e da taxa de câmbio. O primeiro canal estaria relacionado ao impacto sobre os investimentos onde dado um aumento das taxas de curto prazo a atratividade dos ativos financeiros aumentaria relativamente aos ativos reais desestimulando a demanda agregada. Da mesma maneira esse aumento nas taxas de juros de curto prazo implicaria em uma queda nos preços dos papéis o que implicaria em um efeito de redução da riqueza financeira dos agentes reduzindo, portanto, a capacidade de consumo e investimento. O segundo canal estaria relacionado às operações do Banco Central com os bancos comerciais os quais aumentariam as taxas dos empréstimos para financiamento de bens de consumo duráveis e de capital diante de um aumento nas taxas de curto prazo. Finalmente o terceiro canal estaria relacionado ao impacto que as taxas de juros de curto prazo possuem sobre o câmbio. Devido ao processo de liberalização da conta capital ocorrido a partir da década de 90 em diversos países inclusive o Brasil um aumento da taxa de juros resultaria em uma apreciação cambial e conseqüentemente a redução nos preços dos produtos comercializáveis.

Entender, portanto, o mecanismo de transmissão da taxa de juros para as demais variáveis econômicas é fundamental para capturar os efeitos da política monetária. No entanto mais ainda do que entender o mecanismo dessa transmissão se torna essencial estabelecer os possíveis impactos regionais desse mecanismo. Tal situação se coloca como prioritária no caso de países como o Brasil onde a disparidade no nível de desenvolvimento das diferentes regiões do país dada a sua extensão territorial pode gerar efeitos bastante diferenciados neste mecanismo de transmissão da taxa de juros. Em particular

quando passamos de uma análise agregada da economia brasileira como um todo para uma análise desagregada em estados dentre os três canais listados acima dois se destacam, quais sejam: o preço dos ativos e da taxa de câmbio, visto que o canal do crédito é não mensurável em uma base estadual por consistir em operações com os bancos que negociam em nível nacional. Já o canal do preço dos ativos via redução da demanda agregada e do câmbio via apreciação cambial se mostram mensuráveis na medida em que existem dados para a produção industrial dos estados bem como o câmbio tende a afetar os preços dos bens comercializáveis e, por conseguinte, os índices de inflação que também possuem desagregação em nível estadual.

De uma maneira geral os trabalhos na literatura tendem a propor modelos econométricos estruturais com base em relações como a curva IS, a curva de Phillips para investigar as relações entre a taxa de juros e a inflação com modelos teóricos que tentam captar os efeitos dos três canais descritos anteriormente. Entre alguns modelos estruturais propostos na literatura, Andrade e Divino (2001) propuseram um modelo estrutural que consiste de uma função keynesiana IS e uma Curva de Phillips Aumentada (IS-AS) e com expectativas voltadas para trás. Já Freitas e Muinhos (2001), estimaram as equações de Phillips e IS para o Brasil pós-Plano Real. De acordo com seus resultados, a taxa de juros afeta a inflação com uma defasagem de dois trimestres. Freitas e Muinhos (2001) trabalham com três equações: uma curva IS, uma curva de Phillips e uma equação para a taxa de câmbio nominal que segue um *random walk*. Muinhos *et al.* (2002) apresentam um modelo estrutural de pequena escala para a economia brasileira acrescido do bloco externo. Para tanto, partem das equações de Phillips, IS e da regra de juros apresentadas em Bogdanski *et al.* (2000) e acrescentam a endogeneização da taxa de câmbio nominal e do prêmio de risco soberano. Uma característica comum aos trabalhos de Freitas e Muinhos (2001) e Andrade e Divino (2001) é a estimação de modelos econométricos pelo método dos mínimos quadrados ordinários o qual não leva em consideração as condições de endogeneidade das variáveis utilizadas. Já em Muinhos *et al.* (2002) este problema é parcialmente enfrentado com a utilização dos métodos de mínimos quadrados em dois e três estágios. Diferentemente dos modelos propostos na literatura supracitada, Fernandes e Toro (2002) propõem uma análise do mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira utilizando-se de metodologia idêntica a proposta neste artigo. Os autores definem como os principais canais de transmissão da política monetária para economia a taxa de juros e o câmbio. A partir dessa delimitação eles propõem estimar um modelo vetor autorregressivo (VAR) estrutural cointegrado. Uma característica comum a todos os trabalhos supracitados é se dedicarem à análise dos impactos da condução da política monetária para a economia brasileira como um todo, ou seja, sem a desagregação por unidades regionais. Apenas Araújo (2004) propõe medir o impacto regional da política monetária no Brasil restringindo-se a uma comparação entre as regiões Nordeste e Sul.

O autor utiliza também os modelos VAR para medir tais impactos. No entanto a abordagem utilizada pelo autor se distingue da proposta nesse trabalho na medida em que o VAR é interpretado na

sua representação de média móvel infinita de tal maneira que as variáveis são função de diversos choques estruturais. Com a utilização dessa representação de média móvel é possível impor restrições e identificar os choques de maneira estrutural através das funções de impulso resposta. No entanto não são impostas restrições de longo prazo (vetores de cointegração) que permitam a identificação de estruturas teóricas como as propostas em Fernandes e Toro (2002), Araújo (2003), Freitas e Muinhos (2001) e Andrade e Divino (2001). Como tais modelos têm grande aplicabilidade na condução da política monetária pode-se questionar até que ponto a estrutura econométrica dos modelos presentes na literatura para o caso brasileiro não seriam influenciados pelas pressuposições de exogeneidade introduzidas com a estimação individual a partir de equações teóricas estruturais? Nesse caso a utilização de um arcabouço metodológico, no presente caso modelos VAR, que contemple a endogeneidade das variáveis é essencial para a qualificação dos resultados. Mais ainda, qual seriam os impactos em nível regional nos preços e na renda dada modificações nas taxas de juros e no estoque de moeda?

Como a imposição do limite geográfico em termos estaduais restringe o espectro de variáveis disponíveis para a análise na medida em que os dados disponíveis para os estados se restringem a produção industrial, a inflação medida nas regiões metropolitanas e o desemprego também medido apenas nas regiões metropolitanas temos, portanto, que a delimitação da abrangência regional deve ser feita antes da definição das variáveis a serem utilizadas na construção do modelo econométrico.² Inicialmente definimos a abrangência regional como composta pelos estados de Minas Gerais, São Paulo e Rio de Janeiro, por juntos comporem as maiores economias da região sudeste.

O presente artigo está dividido da seguinte maneira: além desta introdução na seção 2 definimos o modelo estrutural teórico. Na seção 3 são apresentados os resultados das estimações do modelo VAR e dos testes de hipótese sobre a formulação teórica proposta na seção 2 além dos modelos econométricos estruturais para cada estado. Finalmente na seção 4 são apresentadas as conclusões finais e possíveis temas de pesquisa futuros. Por restrições de espaço não discutimos os aspectos metodológicos que embasam a estimação dos modelos estruturais propostos. Discussões detalhadas podem ser encontradas em Hendry e Richard (1982), Clements e Mizon (1991), Hendry e Doornik (1994), Hendry e Mizon (1993), Hendry (1995) e Mizon (1995). Uma extensa discussão sobre a estimação, identificação de relações estruturais de longo prazo e emprego de modelos VAR cointegrados pode ser encontrada em Juselius (2006).

2) Definição do Modelo Teórico

Na definição do modelo teórico assume-se que o BC possui um conjunto de instrumentos de condução da política monetária a partir do qual este define um conjunto de metas a serem alcançadas

² A utilização dos dados de desemprego não se mostrou viável uma vez que a série sofreu uma descontinuidade no período de referência (1999-2008) em março de 2002. Neste caso a utilização dos dados a partir desta data reduziria substancialmente o tamanho da amostra, no que se optou por não incluir a série na análise.

através da utilização desses instrumentos, sendo que no caso do regime de metas de inflação em vigor existe uma meta definida de maneira explícita, qual seja: a taxa de inflação. Com a definição explícita dessa meta a condução da política monetária passa a depender da eficácia dos instrumentos no mecanismo de transmissão para os preços. No caso brasileiro o principal instrumento de condução da política monetária utilizado são as operações de compra e venda de títulos públicos no sistema SELIC. A partir da definição de uma meta intermediária, qual seja: a taxa de juros de curto prazo que vigora no sistema SELIC, o Banco Central assume que existe um canal de transmissão da taxa de juros SELIC para os preços. Fernandes e Toro (2002) propõem que as relações teóricas para definir o mecanismo de transmissão são uma curva de demanda por moeda, uma curva IS de longo prazo e uma regra de juros apresentadas respectivamente nas equações (1), (2) e (3):

$$m_t - p_t - y_t^r = \beta_0 + \beta_1 \pi_t - i_t^d - \beta_2 i_t^b - i_t^d + \varepsilon_t \quad 1$$

$$y_t^r - \theta_1 t = \theta_0 + \theta_2 \pi_t - i_t^b + \eta_t \quad (2)$$

$$i_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 y_t^r - \theta_1 t + \gamma_2 \pi_t - \gamma_3 \Delta r_t + \nu_t \quad 3$$

Na equação (1) a demanda por moeda medida pela razão de liquidez entre o estoque de moeda real e o produto real é uma função da taxa de juros real de curto prazo $\pi_t - i_t^d$ e do custo relativo de oportunidade de manter moeda comparativamente a títulos do governo de longo prazo $i_t^b - i_t^d$. Na equação (2) os autores propõem uma curva IS, onde o hiato do produto $y_t^r - \theta_1 t$ é influenciado negativamente pela taxa de juros real de curto prazo numa formulação presente também na maioria dos modelos na literatura como em Freitas e Muinhos (2001) onde estes apresentam o hiato do produto como função da taxa de juros real; Araújo (2003) com a mesma formulação de Freitas e Muinhos (2001) e Andrade e Divino (2001) onde também o hiato do produto é função da taxa de juros real entre outros.

Finalmente na equação (3) Fernandes e Toro (2002) propõem uma regra de juros onde estes no curto prazo reagem não só aos choques de oferta medidos pelo hiato do produto como também à própria inflação π e à variação das reservas Δr .

Os autores conseguem identificar empiricamente as relações de longo prazo propostas pelas equações de (1) a (3) num modelo VAR com as seguintes variáveis: estoque de moeda nominal no conceito M3, índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), PIB deflacionado pelo IPCA, taxa de juros SELIC como a taxa de curto prazo e a taxa de juros de 3 meses (swap pré-DI). As conclusões da estimação do modelo de curto prazo, o qual inclui as relações de longo prazo, mostram que a inflação apresenta um ajuste significativo a todas as relações de longo prazo e que os movimentos da taxa SELIC são consistentes com o status de principal instrumento de política monetária na medida em que essa variável só reage aos equilíbrios de longo prazo na presença de desequilíbrio monetário.

Os resultados existentes na literatura discutidos acima sugerem a utilização de uma curva IS como o principal modelo teórico para representar a relação dinâmica de longo prazo entre o produto, taxa de juros e preços enquanto que a dinâmica de curto prazo é estimada empiricamente. Na curva IS um aumento na taxa de juros produziria uma retração na demanda agregada via níveis de consumo e de investimento de longo prazo. Nesse caso podemos esperar uma relação do tipo:

$$y_t - \phi_1 t = \phi_0 + \phi_2 (i_t - \pi_t) + \eta_t \quad 4$$

$$\phi_1 > 0, \phi_2 < 0$$

Nessa especificação o hiato do produto, representado pelo produto descontado de sua tendência de longo prazo $y_t - \phi_1 t$ é negativamente relacionado com a taxa de juros real $i_t - \pi_t$, onde i_t representa a taxa de juros nominal e π_t a taxa de inflação.

Além da curva IS mais dois modelos seriam passíveis de análise. O primeiro seria uma curva de demanda por moeda na qual o Banco Central utilizaria a taxa de juros de curto prazo para influenciar a liquidez agregada da economia, de tal maneira que um choque no estoque de moeda na economia teria impactos sobre preços. O segundo seria uma regra de juros como a proposta por Fernandes e Toro (2002). No entanto considerando-se que a motivação da análise proposta neste trabalho é o impacto da política monetária sobre a dinâmica produto-preços para os estados de MG, RJ e SP a utilização de um modelo teórico da curva de demanda por moeda perde o sentido na medida em que não há a possibilidade de identificarmos regionalmente a demanda por moeda numa economia. Da mesma maneira uma regra de juros como a proposta na equação (3) perde o sentido na medida em que as decisões de política monetária tomadas pelo Banco Central consideram a economia brasileira em termos agregados. De maneira oposta a definição da curva IS na equação (4) pressupõe que existe um impacto em termos de juros reais e produto para cada uma das regiões, de tal maneira que ao utilizarmos a produção industrial como *proxy* para o produto podemos captar os efeitos sobre os níveis de investimento e produção da indústria.

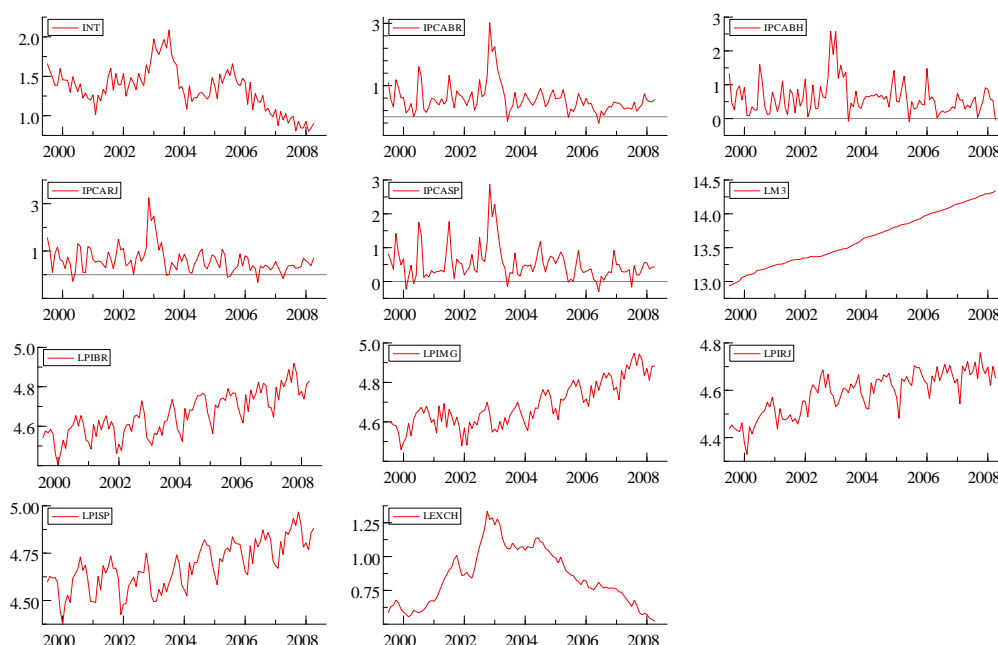
3) Modelo Empírico

A partir das considerações teóricas propostas na seção 2 definimos o conjunto de variáveis relevantes como sendo o estoque de moeda no conceito M3 fim de período $M3$ uma vez que este conceito abrange o principal instrumento de operacionalização da política monetária, qual seja a compra e venda de títulos públicos no sistema SELIC; a taxa de juros overnight /SELIC i medida em % ao mês, a qual representa a principal meta intermediária da política monetária; a taxa de câmbio R\$/US\$ média no período no conceito comercial $EXCH$ a qual a despeito de não representar uma meta direta na condução da política monetária como fora até janeiro de 1999 consiste no principal sinalizador dos preços dos produtos comercializáveis que compõe a medida de inflação; o IPCA calculado pelo IBGE medido

em % ao mês $IPCA_k$ onde $k = BR, MG, RJ, SP$ para o Brasil, Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo respectivamente por representar o índice oficial estabelecido no regime de metas de inflação desde julho de 1999 e finalmente como medida do impacto da condução da política monetária sobre a produção e indiretamente sobre a renda real da economia, o índice de produção industrial PI_k onde $k = BR, MG, RJ, SP$. O Período de análise inicia-se em julho de 1999 tomando como base o início do sistema de metas de inflação estendendo-se até abril de 2008 totalizando 106 observações. Os dados do estoque de moeda, da taxa de juros e do câmbio foram obtidos junto aos Boletins do Banco Central do Brasil. As taxas de inflação e os índices de produção industrial por sua vez foram obtidos junto ao IBGE. Na análise que se segue o estoque de moeda, a taxa de câmbio e o índice de produção industrial foram transformados tomando-se o logaritmo natural. Já as variáveis inflação e taxa de juros foram utilizadas em %.

Na figura 1 são apresentados os gráficos das séries em nível enquanto que na figura 2 são apresentados os gráficos das séries tomadas em primeira diferença. Analisando-se as séries em nível fica claro no que concerne à taxa de juros esta apresenta dois momentos distintos. O primeiro considerando-se a evolução das taxas do início da amostra até meados de 2003 em que estas apresentam uma tendência de alta interrompida no início de 2004 e retomada no segundo semestre de 2005.

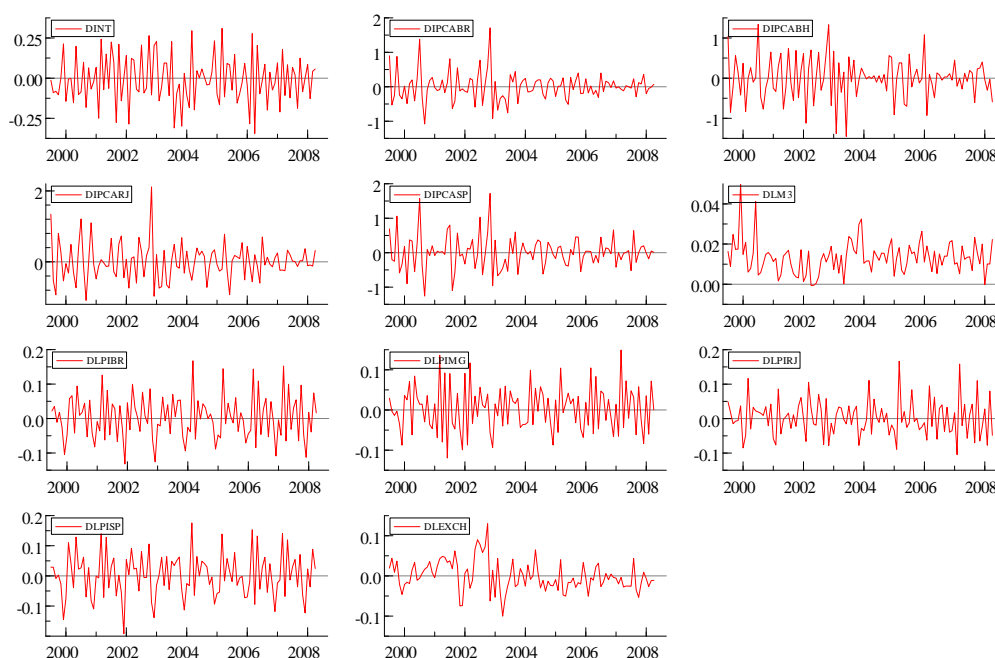
Figura 1 – Variáveis Seleccionadas em Nível



O segundo momento o de reversão definitiva desse processo iniciado no princípio de 2006 e persistindo até o primeiro trimestre de 2008. A não reversão do processo para uma média histórica sugere a não estacionariedade da mesma. Contrariamente à série de taxa de juros as séries do IPCA mostram um

comportamento estacionário com a reversão após a crise de 2002 – 2003 para uma média histórica em torno de 0,4% a.m, inferior inclusive à observada no período que antecedeu a crise política de mudança do governo FH para o Governo Lula em 2002.³ As séries para o Brasil e demais estados apresentam comportamento bastante semelhante atingindo o valor máximo em novembro de 2002, auge da crise política, mas sem uma tendência de alta ao longo da amostra. Chama a atenção a elevada correlação no período amostral entre as séries do IPCA de São Paulo e para o Brasil (0,94) resultado da maior ponderação da inflação ocorrida neste estado na composição do índice nacional. A despeito disso para os demais estados essa correlação se situa em níveis próximos, quais sejam: 0,88 para o Rio de Janeiro e 0,86 para Minas Gerais.

Figura 2 – Variáveis Seleccionadas em Diferenças



De maneira semelhante às séries de inflação, a produção industrial apresenta similaridades entre os dados para o Brasil e estados onde predominam o forte comportamento sazonal das séries com uma tendência de crescimento ao longo do período. A correlação observada para o período amostral é bastante elevada entre os dados para o Brasil e Minas Gerais (0,95) e para o Brasil e São Paulo (0,98) sendo menos pronunciada para o Brasil e o Rio de Janeiro (0,83) possivelmente refletindo diferenças entre setores da indústria que são levados em consideração pela pesquisa industrial mensal da produção física no Rio de Janeiro e no Brasil.⁴

³ Para o período entre julho de 1999 e junho de 2002 as médias do IPCA para o Brasil, MG, RJ e SP, são respectivamente: 0,57944; 0,55306; 0,65889; 0,51778. Enquanto que para o período entre julho de 2003 e abril de 2008 as médias são: 0,42931; 0,51707; 0,42034; 0,39293.

⁴ De acordo com IBGE (2004) existe uma independência no que concerne a seleção de produtos entre os estados e Brasil enquanto país. Nesse caso os produtos que compõem a pesquisa para a produção industrial física do Brasil são diferentes

No que concerne à taxa de câmbio esta apresenta um comportamento não estacionário sem tendência de reversão à média da série sendo marcada por dois períodos distintos. O primeiro com uma tendência de crescimento (depreciação) entre o início da amostra e fins de 2002 com a reversão a partir desse período demonstrando uma tendência de queda (apreciação). Finalmente no que concerne ao estoque de moeda (M3) a série é dominada por uma tendência de crescimento em todo o período amostral com a primeira diferença no gráfico 2 estabelecendo uma taxa de crescimento mensal constante e reversível. Tal comportamento da série em primeira diferença afasta a possibilidade da mesma ser integrada de ordem 2. Da mesma maneira para as demais séries com as variáveis em primeira diferença apresentando um comportamento de reversão para a média histórica não havendo indícios destas serem integradas de ordem 2

3.1) Análise de Estacionariedade das Séries

Considerando-se a necessidade da análise de não estacionariedade das séries a serem utilizadas no modelo estatístico devido à ocorrência usual de raízes unitárias nas séries macroeconômicas optou-se por uma análise conjunta com testes univariados utilizando-se os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e KPSS⁵ bem como com a utilização dos autovalores da *companion* matriz. A utilização de ambas as abordagens, univariada e multivariada permite uma análise mais abrangente na medida em que os testes ADF e KPSS analisam as séries tomadas individualmente enquanto que com os autovalores a análise se baseia no modelo VAR o qual considera todas as séries tomadas em conjunto. Além disso, o teste ADF tem como hipótese nula a não estacionariedade das séries, enquanto que para o teste KPSS a hipótese nula é de estacionariedade. Neste caso a utilização de um teste com a hipótese nula de estacionariedade serviria como análise corroborativa dos resultados do teste ADF. Como ressaltado em Maddala e Kim (1998) a despeito da utilização de ambos os testes (ADF e KPSS) poder ser inconclusiva, o cruzamento dos resultados ainda é preferível à utilização de apenas um tipo de teste.

Os resultados do teste ADF são apresentados na tabela 1, 2 e 3. Na tabela 1 são apresentados inicialmente os testes para M3, a taxa de câmbio e a taxa de juros que não dependem do estado selecionado bem como da produção industrial e da taxa de inflação medida pelo IPCA para o Brasil. Na tabela 2 e 3 por sua vez apresentamos respectivamente os resultados dos testes para a produção industrial e para a taxa de inflação medida pelo IPCA para cada um dos estados. A determinação das defasagens incluídas nas equações do teste ADF foi feita seguindo-se Hall (1994). Assim considerou-se um número máximo de defasagens igual a 12 e seqüencialmente eliminamos as defasagens utilizando-se o teste F

daqueles que compõem cada um dos estados da nação, de tal forma que o número de produtos utilizados no índice para o Brasil é inferior ao total pesquisado.

⁵ A referência para o teste KPSS é Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_{p-1} = \beta_p = 0$. A defasagem escolhida $p, p-1, \dots, 0$ foi aquela associada à primeira rejeição da hipótese nula do teste F a um nível de significância de 5%.

Para as séries do estoque de moeda e das produções industriais foi incluída na equação do teste ADF tendência e constante. Esta especificação é baseada na análise gráfica das séries as quais mostram a presença de uma tendência bem evidenciada principalmente nas séries de produção industrial e do estoque de moeda, sendo esta última claramente dominada pela presença da tendência. Além disso, para as séries de produção industrial foi incluído também componentes sazonais dado o visível comportamento sazonal observado na figura 1. Já para a série da taxa de juros a tendência não se mostra claramente definida com a média da série assumindo um comportamento não estacionário. Neste caso reportamos os resultados tanto para a equação do teste ADF com a constante somente como também com a tendência. Finalmente no que concerne a séries de inflação devido à clara ausência de tendência os testes ADF foram realizados apenas com a constante.

Tabela 1 Resultado Teste ADF Variáveis Seleccionadas - Brasil

<i>Variável</i>	<i>Def.</i>	<i>t-value</i>	<i>Valor crítico</i> (5% / 1%*)	<i>Constante</i>	<i>Tend./Seas.</i>
<i>LM3</i>	<i>11</i>	<i>-2.688</i>	<i>-3.45/-4.05</i>	<i>Sim</i>	<i>sim/não</i>
<i>LEXCH</i>	<i>0</i>	<i>-0.739</i>	<i>-3.45/-4.05</i>	<i>Sim</i>	<i>sim/não</i>
<i>i</i>	<i>11</i>	<i>-1.068</i>	<i>-2.89/-3.49</i>	<i>Sim</i>	<i>não/não</i>
<i>i</i>	<i>11</i>	<i>-1.861</i>	<i>-3.45/-4.05</i>	<i>Sim</i>	<i>sim/não</i>
<i>LPI</i>	<i>0</i>	<i>-5.468</i>	<i>-3.45/-4.05</i>	<i>Sim</i>	<i>sim/sim</i>
<i>IPCA</i>	<i>0</i>	<i>-4.936</i>	<i>-2.89/-3.49</i>	<i>Sim</i>	<i>não/não</i>

Tabela 2 Resultado Teste ADF Produção Industrial

<i>Estado</i>	<i>Def.</i>	<i>t-value</i>	<i>Valor crítico</i> (5% / 1%*)	<i>Constante</i>	<i>Tend./Seas.</i>
<i>MG</i>	<i>0</i>	<i>-3.058</i>	<i>-3.45/-4.05</i>	<i>Sim</i>	<i>sim/sim</i>
<i>RJ</i>	<i>10</i>	<i>-2.075</i>	<i>-3.45/-4.05</i>	<i>Sim</i>	<i>sim/sim</i>
<i>SP</i>	<i>0</i>	<i>-4.164</i>	<i>-3.45/-4.05</i>	<i>Sim</i>	<i>sim/sim</i>

Tabela 3 Resultado Teste ADF IPCA

<i>Estado</i>	<i>Def.</i>	<i>t-value</i>	<i>Valor crítico</i> <i>(5% / 1%*)</i>	<i>Constante</i>	<i>Tend./Seas.</i>
<i>MG</i>	<i>0</i>	<i>-6.379</i>	<i>-2.89/-3.49</i>	<i>Sim</i>	<i>não/não</i>
<i>RJ</i>	<i>11</i>	<i>-2.015</i>	<i>-2.89/-3.49</i>	<i>Sim</i>	<i>não/não</i>
<i>SP</i>	<i>11</i>	<i>-2.698</i>	<i>-2.89/-3.49</i>	<i>Sim</i>	<i>não/não</i>

Nas tabelas 4, 5 e 6 são apresentados os resultados do teste KPSS. Para este teste a mesma estrutura de análise de inclusão ou não de tendência na equação do teste ADF foi usada, ou seja, para estoque de moeda e produções industriais foi incluída a tendência, para a taxa de juros é apresentado ambos os resultados com ou sem tendência e finalmente para inflação o teste é realizado apenas com a constante.

Os resultados dos testes de estacionariedade para as variáveis tomadas individualmente permitem concluir utilizando-se a análise cruzada dos testes ADF e KPSS que o estoque de moeda, a taxa de câmbio e a taxa de juros são I(1) pois para o teste ADF **não rejeitamos** da hipótese nula de não estacionariedade e para o teste KPSS **rejeitamos** a hipótese nula de estacionariedade. Diferentemente para a produção industrial a nível nacional e para a inflação temos que estas variáveis se mostram estacionárias uma vez que **rejeitamos** da hipótese nula de não estacionariedade no teste ADF e a **não rejeitamos** da hipótese nula no teste KPSS.

Quando consideramos os resultados da produção industrial tomados individualmente para cada estado temos que para MG e RJ a análise conjunta dos dois testes indica que ambas as séries são não estacionárias.

Tabela 4 Resultado Teste KPSS Variáveis Seleccionadas - Brasil

<i>Variável</i>	<i>Estatística Teste</i> <i>(l = 4/8)</i>	<i>Valor crítico (5% / 1%)</i>	<i>Const</i>	<i>Tend.</i>
<i>LM3</i>	<i>0.176/0.45</i>	<i>0.146/0.216</i>	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>LEXCH</i>	<i>0.241/0.45</i>	<i>0.146/0.216</i>	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>i</i>	<i>0.177/0.45</i>	<i>0.463/0.739</i>	<i>Sim</i>	<i>não</i>
<i>i</i>	<i>0.172/0.45</i>	<i>0.146/0.216</i>	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>LPI</i>	<i>0.077/0.116</i>	<i>0.146/0.216</i>	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>IPCA</i>	<i>0.182/0.45</i>	<i>0.463/0.739</i>	<i>Sim</i>	<i>não</i>

Tabela 5 Resultado Teste KPSS Produção Industrial

<i>Estado</i>	<i>Estatística Teste</i> ($l = 4/8$)	<i>Valor crítico (5% / 1%*)</i>	<i>Const.</i>	<i>Tend.</i>
<i>MG</i>	0.206/0.45	0.146/0.216	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>SP</i>	0.192/0.45	0.146/0.216	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>SP</i>	0.238/0.45	0.146/0.216	<i>Sim</i>	<i>sim</i>

Tabela 6 Resultado Teste KPSS IPCA

<i>Estado</i>	<i>Estatística Teste</i> ($l = 4/8$)	<i>Valor crítico (5% / 1%*)</i>	<i>Const</i>	<i>Tend.</i>
<i>MG</i>	0.221/0.45	0.463/0.739	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>SP</i>	0.205/0.45	0.463/0.739	<i>Sim</i>	<i>sim</i>
<i>RJ</i>	0.175/0.45	0.463/0.739	<i>Sim</i>	<i>sim</i>

De maneira oposta para SP existe uma contradição nos resultados uma vez que o teste KPSS indica a não estacionariedade com a **rejeição** da hipótese nula, enquanto que para o teste ADF a hipótese nula de não estacionariedade é indiscutivelmente **rejeitada** sendo, portanto, inconclusivo o resultado. Da mesma maneira os resultados de ambos os testes se mostram inconclusivos para a inflação para o RJ e SP na medida em que para o teste ADF **não rejeitamos a hipótese nula** indicando, portanto, a não estacionariedade, enquanto que o teste KPSS claramente **não rejeita** a hipótese de estacionariedade. Apenas para MG o resultado se mostra conclusivo com ambos os testes apontando na mesma direção da estacionariedade da série.

Devido à presença de raízes unitárias nas séries utilizadas na construção do modelo econométrico estrutural faz-se necessário introduzir a análise de cointegração antes de sua especificação para evitar a perda de informação relativamente à estimação do VAR por MQO. Além disso, é necessária a investigação da presença de raízes unitárias nas séries quando consideradas em conjunto, ou seja, a partir da discussão dos autovalores da matriz *companion* uma vez que para alguns testes tomados individualmente não se pode conclusivamente estabelecer que existe a presença de raiz unitária.

3.2) Propriedades de Cointegração e Identificação Estrutural das Relações de Longo Prazo⁶

Para a identificação das relações estruturais de longo prazo e teste de cointegração das variáveis foram considerados quatro modelos diferentes, um para cada estado além de um modelo geral para a economia brasileira. Assumiu-se nesse caso que as decisões de política monetária são tomadas levando-se

⁶ Os resultados dessa seção foram obtidos utilizando-se os softwares RATS 7.0 e CATS 2.0.

em consideração o mecanismo de transmissão dos juros para os preços em nível nacional. Assim inicialmente estabelece-se a identificação das relações estruturais para a economia brasileira e a partir dessa definição testa-se a mesma estrutura para os estados de MG, SP e RJ.

3.2.1) Brasil

Na identificação das relações de longo prazo para a economia brasileira inicialmente estimou-se um VAR com 3 defasagens para as variáveis, produção industrial, IPCA, log do estoque de moeda, log da taxa de câmbio e a taxa de juros. Foram incluídos ainda os seguintes termos determinísticos: 1) Variáveis *dummy* centradas em torno da média para captar os efeitos de sazonalidade; 2) Tendência restrita ao vetor de cointegração; 3) Variáveis *dummy* que assumiram valores 1 para as seguintes datas 06/2000, 11/2002, 01/2003 e zero para os demais períodos.

As variáveis *dummy* de intervenção foram associadas a um crescimento extraordinário ocorrido no estoque de moeda observado em junho de 2000, sem uma causa definida bem como à ocorrência da crise política que marca o final do governo Fernando Henrique e o início do governo Lula.

Os resultados dos testes de má especificação são apresentados na tabela 7. O modelo não apresenta sinais de autocorrelação, de violação dos pressupostos de normalidade e da presença de resíduos com variância condicional (ARCH).

Tabela 7 – Testes Má-Especificação VAR Brasil

Teste	Estatística	<i>p-value</i>
Autocorrelação LM(1)	$\chi^2_{25} = 35.296$	0.083
Autocorrelação LM(2)	$\chi^2_{25} = 34.663$	0.094
Normalidade	$\chi^2_{10} = 5.248$	0.874
ARCH LM(1)	$\chi^2_{225} = 241.819$	0.210
ARCH LM(2)	$\chi^2_{450} = 482.150$	0.142

Na tabela 8 são apresentados os cinco maiores autovalores da *companion* matriz. O primeiro autovalor se mostrou bastante próximo de um o que indica a presença de pelo menos uma raiz unitária no sistema justificando portanto a abordagem proposta em Johansen (1995) utilizando-se da estimação de

regressões com rank reduzido. Os resultados do teste do traço são apresentados na tabela 9 já se considerando as correções de Bartlett como proposto em Johansen (2002). A hipótese inicial de $r = 0$ é fortemente rejeitada, enquanto que para $r = 1$ esta é rejeitada a 1% mas não a 5%. Como o teste do traço não rejeita a hipótese de $r = 2$ existe a possibilidade da presença de dois vetores de cointegração e conseqüentemente 3 raízes unitárias no sistema. No entanto as estimações tomando-se como base $r = 2$ resultaram em valores muito similares para os coeficientes bem como em especificações idênticas para ambos os vetores sem portanto maiores ganhos em termos de interpretação dos resultados em termos dos modelos teóricos propostos. A partir de tais resultados optou-se por prosseguir com as estimações considerando-se $r = 1$.

Tabela 8 – Cinco Maiores Autovalores *Companion Matrix*

Autovalores r Irrestrito
0.984
0.875
0.852
0.852
0.779

Na tabela 10 são apresentados os testes de identificação da relação de longo prazo. O teste apresenta um total de 8 restrições, sendo 5 relativas à identificação do vetor de cointegração donde concluímos que o vetor é sobre-identificado. O resultado do teste indica a não rejeição das restrições quando considerada a correção de Bartlett para pequenas amostras permitindo a identificação de uma curva IS onde o produto é negativamente relacionado à taxa de juros real medida pela diferença entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação (IPCA) com uma especificação dada por: $y_t = \phi_2 i_t - \pi_t + \eta_t$ $\phi_2 = -1$. Como a tendência não se mostrou significativa não é possível interpretar o vetor como o gap do produto em relação a uma tendência secular. Os resultados do teste de exogeneidade fraca indicam que a produção industrial, o estoque de moeda e a taxa de câmbio são fracamente exógenos para os parâmetros do vetor de cointegração. No entanto este resultado *a priori* não permite que se condicione a estimação das equações da inflação e da taxa de juros a estas variáveis. Com a identificação da relação estrutural de longo prazo para a economia brasileira como uma curva IS a mesma especificação de longo prazo é testada para os estados de MG, SP e RJ.

Tabela 9 Resultado Teste do Traço - Brasil⁷

<i>R</i>	<i>0</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
<i>Teste Traço</i>	114.618	66.894	36.172	18.055	4.283
<i>p-value</i>	0.000	0.025	0.202	0.347	0.702
<i>Autovalor</i>	0.408	0.297	0.182	0.137	0.046

Tabela 10 Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento - BR

<i>Vetor de Cointegração</i>	$\hat{\alpha}_i$	<i>i = 1</i>
	<i>(est. t)</i>	
$LPI_{BR} + (i - IPCA_{BR})$	LPI_{BR}	0
	$IPCA_{BR}$	0.391 (4.840)
<i>Teste das Restrições [p-value]</i>	<i>LM3</i>	0
$\chi^2_{8} = 9.025$ 0.34	<i>LEXCH</i>	0
	<i>i</i>	-0.083 (-3.131)

3.2.2) Minas Gerais

Na identificação da relação estrutural de longo prazo para Minas Gerais estimou-se um VAR VAR com 4 defasagens para as seguintes variáveis: produção industrial do estado, IPCA da região metropolitana de Belo Horizonte, log do estoque de moeda, log da taxa de câmbio e a taxa de juros. Foram incluídos ainda os seguintes termos determinísticos: 1) Variáveis *dummy* centradas em torno da média para captar os efeitos de sazonalidade; 2) Tendência restrita ao vetor de cointegração; 3) Variáveis *dummy* que assumiram valores 1 para as seguintes datas 12/1999, 06/1999, 10/2002 e zero para os demais períodos.

As variáveis *dummy* de intervenção foram associadas respectivamente a um crescimento extraordinário ocorrido no estoque de moeda observado em junho de 2000 e diferentemente do ocorrido para o modelo da economia brasileira, em dezembro de 1999, ambos sem uma causa definida e à ocorrência da crise política que marca o final do governo Fernando Henrique e o início do governo Lula.

Os resultados dos testes de má especificação são apresentados na tabela 11. O modelo não apresenta sinais de autocorrelação, de violação do pressuposto de normalidade e da presença de resíduos com variância condicional (ARCH). Os autovalores da matriz *companion* indicam a presença de pelo

⁷ É necessário observar que na tabela 9 os autovalores se referem àqueles calculados resolvendo-se a regressão de rank reduzido como proposto em Johansen (1995) e não aos autovalores da *companion* matriz

menos uma raiz unitária no sistema com módulo 0.95 bem próximo de 1 indicando portanto a necessidade da análise de cointegração como proposta por Johansen (1995) além de estar em consonância com os testes univariados que indicaram a presença de raiz unitária nas séries tomadas individualmente.

Tabela 11 – Testes Má-Especificação VAR MG

Teste	Estatística	<i>p-value</i>
Autocorrelação LM(1)	$\chi^2_{25} = 33.943$	0.109
Autocorrelação LM(2)	$\chi^2_{25} = 29.641$	0.238
Normalidade	$\chi^2_{10} = 4.889$	0.898
ARCH LM(1)	$\chi^2_{225} = 196.813$	0.913
ARCH LM(2)	$\chi^2_{450} = 401.396$	0.952

Tabela 12 – Cinco Maiores Autovalores *Companion Matrix* VAR - MG

Autovalores <i>r</i> Irrestrito
0.954
0.917
0.917
0.852
0.852

A definição do rank a partir das estatísticas do teste do traço já considerando as correções de Bartlett apresentadas na tabela 13 é bastante similar ao caso mais geral do modelo para a economia brasileira. O teste do traço rejeita a hipótese nula de um vetor de cointegração a um nível de significância de 1% mas não a 5% indicando possivelmente a existência de dois vetores de cointegração uma vez que o teste para $r = 2$ não rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5% ou talvez até mesmo $r = 3$ se considerarmos um nível de significância de 10%. Nesse último caso existiria a possibilidade de testar-se além da curva IS, uma regra de juros e a demanda por moeda. No entanto como estamos nos

restringindo à economia de um estado em particular tanto a regra de juros, quanto a demanda por moeda não parecem modelos teóricos plausíveis. Além disso, há de se considerar a pré-existência do modelo para a economia brasileira que em termos de decisões de política monetária se sobrepõe aos estados tomados individualmente e para o qual foi identificada uma curva IS de longo prazo, o que nos levou a prosseguir com a estimação e identificação de apenas um vetor de cointegração.

Tabela 13 Resultado Teste do Traço - MG

<i>R</i>	<i>0</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
<i>Teste Traço</i>	103.124	67.795	40.983	18.382	5.616
<i>p-value</i>	0.003	0.021	0.076	0.326	0.520
<i>Autovalor</i>	0.352	0.257	0.227	0.139	0.067

Tabela 14 Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento - MG

<i>Vetor de Cointegração</i>	$\hat{\alpha}_i$	<i>i = 1</i>
	(<i>est. t</i>)	
$LPI_{MG} + (i - IPCA_{MG})$	LPI_{MG}	0
	$IPCA_{MG}$	0.444 (3.397)
<i>Teste das Restrições [p-value]</i>	$LM3$	0
	$LEXCH$	0
$\chi^2_8 = 9.619$ 0.293	<i>i</i>	-0.084 (-2.761)

O resultado da especificação do vetor de cointegração é apresentado na tabela 14 com o vetor identificado sendo idêntico ao caso brasileiro, ou seja, curva IS onde o produto é negativamente relacionado com a taxa de juros real medida pela diferença entre a taxa SELIC e o IPCA para a região metropolitana de Belo Horizonte. A estrutura dos coeficientes de ajustamento é também bastante similar com as variáveis moeda, câmbio e produção industrial sendo fracamente exógenas aos parâmetros do vetor de cointegração. Ressalte-se ainda que a estimativa do coeficiente de ajustamento para a taxa de juros é idêntica à observada para o modelo brasileiro, o que reforça a hipótese de que a estrutura de longo prazo da economia brasileira se sobrepõe à dos estados decorrente da centralização das decisões de política monetária.

3.2.3) São Paulo

A identificação da relação estrutural de longo prazo para o estado de São Paulo é derivada de maneira bastante similar à proposta para Minas Gerais com a estimação de um VAR com 4 defasagens

para as seguintes variáveis: produção industrial do estado, IPCA da região metropolitana de São Paulo, log do estoque de moeda, log da taxa de câmbio e a taxa de juros. Foram incluídos ainda os seguintes termos determinísticos: 1) Variáveis *dummy* centradas em torno da média para captar os efeitos de sazonalidade; 2) Tendência restrita ao vetor de cointegração; 3) Variáveis *dummy* que assumiram valores 1 para as seguintes datas 06/2000, 07/2000, 11/2002 e zero para os demais períodos. De maneira similar ao modelo VAR para a economia brasileira foram incluídas *dummy* associadas respectivamente a um crescimento extraordinário ocorrido no estoque de moeda observado em junho de 2000 e julho de 2000, ambos sem uma causa específica definida e à ocorrência da crise política que marca o final do governo Fernando Henrique e o início do governo Lula.

Tabela 15 – Testes Má-Especificação VAR SP

Teste	Estatística	<i>p-value</i>
Autocorrelação LM(1)	$\chi^2_{25} = 36.764$	0.061
Autocorrelação LM(2)	$\chi^2_{25} = 40.997$	0.023
Normalidade	$\chi^2_{10} = 12.912$	0.229
ARCH LM(1)	$\chi^2_{225} = 219.830$	0.585
ARCH LM(2)	$\chi^2_{450} = 477.822$	0.176

Os testes de má especificação do modelo, da mesma maneira que para os anteriores não indicam a presença de autocorrelação, não normalidade e de resíduos com variância condicional (ARCH) como pode ser observado nos resultados dos testes apresentados na tabela 15. Analisando-se os resultados dos 5 maiores autovalores da matriz *companion* apresentados na tabela 16 fica clara a presença de pelo menos uma raiz unitária no sistema com o módulo do primeiro autovalor bastante próximo de 1 o que, de maneira similar aos demais modelos, corrobora a necessidade da estimação do VAR considerando-se a regressão por rank reduzido. De outra maneira, no que concerne aos resultados do teste do traço a identificação do rank fica bem mais clara do que no caso do modelo para o Brasil e para MG na medida em que o teste do traço já considerando-se a correção de Bartlett não rejeita a hipótese de $r = 1$ a um nível de significância de 5% como pode ser observado na tabela 17.

Tabela 16 – Cinco Maiores Autovalores *Companion Matrix* VAR - SP

Autovalores <i>r</i> Irrestrito
0.974
0.892
0.892
0.862
0.862

Tabela 17 Resultado Teste do Traço - SP

<i>R</i>	<i>0</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
<i>Teste Traço</i>	106.899	61.013	33.112	17.647	5.351
<i>p-value</i>	0.001	0.083	0.336	0.376	0.555
<i>Autovalor</i>	0.429	0.283	0.153	0.133	0.060

Tabela 18 Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento - SP

<i>Vetor de Cointegração</i>	$\hat{\alpha}_i$	<i>i = 1</i>
	<i>(est. t)</i>	
$LPI_{SP} + i - IPCA_{SP}$	LPI_{SP}	0
	$IPCA_{SP}$	0.588 (5.420)
<i>Teste das Restrições [p-value]</i>	<i>LM3</i>	0
$\chi^2_{8} = 13.484$ 0.096	<i>LEXCH</i>	0
	<i>i</i>	-0.060 (-2.197)

Testando-se a estrutura do vetor de cointegração e dos coeficientes de ajustamento deduzidas anteriormente tanto para a economia brasileira como para MG observa-se a não rejeição das restrições, o que demonstra que para os dados relativos ao estado de São Paulo a estrutura de longo prazo subjacente da economia brasileira também se impõe como se pode inferir sobre os resultados apresentados na tabela 18.

3.2.4) Rio de Janeiro

A forma de análise dos dados do estado do Rio de Janeiro segue a mesma estrutura que a observada para a economia brasileira e os estados de MG e SP com a estimação de VAR, testes de má-especificação e análise de cointegração. Os resultados dos testes de má especificação e da determinação do rank são similares aos obtidos para os demais estados. Em particular, o VAR proposto não apresenta sinais de má-especificação nos resíduos e o teste do traço possui resultados similares aos obtidos para SP com a identificação de um vetor de cointegração, bem como há a necessidade da utilização da regressão de rank reduzido uma vez que o módulo do maior autovalor da matriz companion está bem próximo de um sugerindo a presença de pelo menos uma raiz unitária no sistema, como mostram as tabelas 19, 21 e 20 respectivamente.

Tabela 19 – Testes Má-Especificação VAR - RJ

Teste	Estatística	<i>p-value</i>
Autocorrelação LM(1)	$\chi^2_{25} = 24.340$	0.500
Autocorrelação LM(2)	$\chi^2_{25} = 18.776$	0.808
Normalidade	$\chi^2_{10} = 13.381$	0.203
ARCH LM(1)	$\chi^2_{225} = 240.967$	0.222
ARCH LM(2)	$\chi^2_{450} = 475.172$	0.199

Contudo na identificação da estrutura de longo prazo o teste da curva IS subjacente da economia brasileira é rejeitado. A especificação proposta na tabela 22, no entanto, é similar sendo possível a identificação de uma curva IS expandida pelo estoque de moeda não obstante esta seja aceita apenas marginalmente, pois o teste da restrição proposta é rejeitado a um nível de significância de 5% mas não a 1%. Apesar de tal resultado ser apenas marginal optou-se pela manutenção da estrutura de longo prazo baseada na curva IS. Justifica-se tal escolha no argumento da identificação da relação de longo prazo para a economia brasileira se sobrepor a qualquer identificação com base nos dados regionais além destes últimos não possuírem um referencial teórico como ocorre para os dados nacionais. Como a tendência se mostrou relevante no vetor de cointegração, a interpretação da curva IS em termos do gap do produto é válida, o que não ocorreu para os demais modelos.

Tabela 20 – Cinco Maiores Autovalores *Companion Matrix* VAR - RJ

Autovalores <i>r</i> Irrestrito
0.985
0.903
0.903
0.876
0.876

Tabela 21 Resultado Teste do Traço - RJ

<i>R</i>	<i>0</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
<i>Teste Traço</i>	109.586	61.803	37.545	17.012	5.027
<i>p-value</i>	0.001	0.072	0.156	0.422	0.600
<i>Autovalor</i>	0.467	0.242	0.209	0.100	0.085

De uma maneira geral os resultados apresentados sugerem a existência de uma estrutura de longo prazo para a economia brasileira com base em uma curva IS similar a especificações já testadas na literatura em diversas estimações, mas sempre sendo considerados os dados nacionais. Um diferencial do presente trabalho está justamente na identificação desta estrutura subjacente ao comportamento dos dados regionais de MG, SP e RJ. Este resultado é alcançado pela convergência esperada dos dados regionais no longo prazo para os números tomados nacionalmente, os quais, por sua vez, são utilizados para as definições de estratégias e medidas de combate à inflação tomadas pelo Banco Central ao longo de quase dez anos de vigência do regime de metas de inflação. Neste caso o principal instrumento de longo prazo na condução da política monetária são as operações de mercado aberto com títulos públicos a partir das quais é definida a taxa de juros real. Esta por sua vez dado um aumento em seu nível possui um efeito negativo sobre o produto tanto em nível nacional quanto regional e conseqüentemente sobre os preços definindo, portanto, o mecanismo de transmissão. Não obstante a curva IS se refere ao comportamento com base no modelo estimado para a economia brasileira com a estrutura de longo prazo sendo testada sobre os dados estaduais.

Tabela 22 Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento - RJ

<i>Vetor de Cointegração</i> (<i>est. t</i>)	$\hat{\alpha}_i$ (<i>est. t</i>)	$i = 1$
$\left(\begin{matrix} LPI_{RJ} - 0.011t \\ -7.601 \end{matrix} \right) + \begin{matrix} 0.073 \\ 5.120 \end{matrix} i - IPCA_{RJ} + \begin{matrix} 0.703 \\ 6.091 \end{matrix} LM3$	LPI_{RJ}	-0.365 (-4.382)
	$IPCA_{RJ}$	3.217 (3.077)
	$LM3$	-0.025 (-1.303)
	$LEXCH$	0.339 (3.559)
$\chi^2_2 = 7.430$ 0.024	i	-0.558 (-2.160)

A dinâmica dos preços no curto prazo possivelmente é diferenciada para cada estado carecendo, portanto, de uma análise mais detalhada sem a imposição de restrições com base nos resultados do modelo para a economia brasileira. Portanto os modelos propostos nesta seção descrevem apenas parcialmente a dinâmica dos preços, uma vez que existem inter-relações a curto prazo que, em conjunto com a estrutura identificada de longo prazo, necessitam serem também identificadas para uma melhor definição desta dinâmica considerando-se o contexto de endogeneidade implícito na formulação do VAR. Além disso, um mecanismo importante de transmissão para os preços, qual seja a taxa de câmbio, não se mostrou determinante no longo prazo, cabendo, portanto, uma investigação do seu papel, se existente, no curto prazo.

3.3) Modelos Econométricos Estruturais⁸

Na análise da dinâmica conjunta de longo e de curto prazo dos dados por estado são propostos 3 modelos econométricos estruturais com cinco equações cada, os quais descrevem, levando-se em conta os dados por estado, a dinâmica da produção industrial, da inflação, do estoque de moeda, da taxa de câmbio e da taxa de juros. Contudo, considerando-se especificamente que o presente trabalho se propõe a identificar a dinâmica do mecanismo de transmissão da taxa de juros para os preços para cada um dos estados são apresentadas apenas as equações referentes à dinâmica da inflação e do produto. Esta última se justifica dada a identificação do mecanismo de transmissão de longo prazo através de uma curva IS envolvendo os juros reais e o próprio produto.

⁸ Os resultados dessa seção foram obtidos utilizando-se o software PC-GIVE versão 11.1.

Os modelos são identificados seguindo-se a metodologia geral para específico. Neste caso testamos as restrições impostas pelo modelo identificado como proposto em Clements e Mizon (1991). Caso estas não sejam rejeitadas podemos assegurar que o modelo proposto é congruente, é também uma redução admissível do VAR e mais ainda parcimoniosamente *encompasses* os modelos VAR propostos na seção anterior. As equações estimadas, juntamente com os respectivos testes de má-especificação são apresentadas para MG, RJ e SP nas tabelas 23, 24 e 25 respectivamente.

De uma maneira geral os modelos não apresentam sinais de autocorrelação nos resíduos, tanto de ordem 7 quanto de ordem 1, bem como sinais de não normalidade e heterocedasticidade. Todos os três modelos se caracterizam por parcimoniosamente *encompass* os modelos VAR propostos na seção anterior bem como representando uma redução de 74 parâmetros para o modelo do estado de MG, 71 para o do RJ e 76 para o de SP.

Os resultados mostram claramente para a dinâmica da inflação em todos os estados o papel da taxa de câmbio, a qual apresenta coeficiente positivo e altamente significativo em todos os modelos significando que para uma depreciação do câmbio (variação positiva tomada em diferenças) há uma **aceleração** da inflação (crescimento da taxa de inflação em % tomada em diferenças). Além disso, para MG e RJ fica claro o papel significativo do crescimento do estoque de moeda onde um crescimento em M3 implica em uma forte **aceleração** da inflação com um coeficiente virtualmente idêntico para ambos os estados. Este efeito se mostra ainda maior do que o representado pela variação do câmbio e capta possivelmente os efeitos de curto prazo em termos da demanda agregada. Este último resultado, no entanto, não se mostrou válido para SP onde a dinâmica dos preços é essencialmente explicada no curto prazo pela taxa de câmbio, evidenciando um efeito passagem do câmbio para a inflação. Chama ainda a atenção o impacto defasado para MG do produto sobre os preços, onde o crescimento do primeiro tem uma relação positiva com a aceleração dos preços numa defasagem de três períodos. Já para o RJ o efeito é inverso com o produto tendo um efeito negativo sobre a dinâmica da inflação, contudo a variável se mostrou apenas marginalmente significativa. Em todos os modelos o vetor de cointegração, como esperado por representar os efeitos da taxa de juros real no longo prazo sobre o produto e, portanto, o principal mecanismo de controle da demanda agregada no longo prazo, entra na equação da dinâmica da inflação. Contudo os sinais são positivos indicando que não há correção de erro. Neste caso o equilíbrio existente entre taxa de juros real e produto indica que existe uma relação de longo prazo entre estas duas variáveis e que desvios dessa relação de longo prazo implicam em aceleração da inflação. Portanto aumentos nas taxas de juros reais no longo prazo tendem a reduzir o produto industrial, contudo choques nas taxas de juros que desviem deste equilíbrio válido para cada ponto do tempo implicam em aceleração inflacionária e não um retorno a uma posição de equilíbrio. Possivelmente este resultado está relacionado a um efeito riqueza inverso da taxa de juros real sobre M3 que contem os títulos da dívida pública de alta

liquidez e, por conseguinte sobre a demanda agregada⁹. Nesse caso o efeito redução de riqueza financeira pela redução dos preços dos papéis e, por conseguinte, aumento nas taxas de juros não teriam o resultado esperado de redução da capacidade de consumo e investimento. Esse efeito riqueza invertido pode estar relacionado à predominância de papéis pós-fixados atrelados à taxa SELIC nas carteiras dos agentes em boa parte do período de análise. Em decorrência aumentos de juros representariam um aumento da riqueza financeira¹⁰.

Tabela 23 Modelo Econométrico Estrutural MG*

$$\Delta LPI_{MG}^{est.t} = 0.003 - 0.475 \Delta LPI_{MG,t-1} - 0.037 \Delta i_{t-1} - 0.137 \Delta LEXCH + \hat{\omega} \mathbf{D}_t \quad \hat{\sigma} = 0.023$$

1.49
-5.11
-1.70
-2.18

$$\Delta IPCA_{BH}^{est.t} = -3.291 + 13.07 \Delta LM3_{t-1} + 3.468 \Delta LEXCH_{t-1} + 2.873 \Delta LEXCH_{t-3} + 2.55 \Delta LPI_{MG,t-3} + 0.573 \beta' \mathbf{y}_{t-1} + \hat{\omega} \mathbf{D}_t \quad \hat{\sigma} = 0.330$$

-7.39
2.73
4.17
3.49
2.33

$$AR\ 1-7: F(75, 258) \Rightarrow 1.0032 [0.487]$$

$$AR\ 1-1: \chi^2(25) \Rightarrow 33.692 [0.114]$$

$$normalidade: \chi^2(0) \Rightarrow 10.855 [0.368]$$

$$heterocedasticidade: F(25, 615) \Rightarrow 1.066 [0.221]$$

$$restrições: \chi^2(4) \Rightarrow 81.163 [0.265]$$

*O vetor \mathbf{D}_t corresponde a variáveis determinísticas sendo que em ambas as equações são incluídas *dummies* sazonais e para a primeira equação apenas uma *dummy* que assume valor 1 para junho de 2000 e zero para os demais

Já para as equações do produto os resultados se mostraram bastante distintos. Para MG a dinâmica do produto é basicamente representada por um modelo autoregressivo uma vez que a taxa de juros e a taxa de câmbio são apenas marginalmente significantes na equação. Para o RJ a dinâmica do produto é basicamente dirigida pela taxa de câmbio e um componente autoregressivo e finalmente para SP esta se mostra mais complexa com efeitos positivos da variação do estoque da moeda, negativos da taxa de juros ambos com os sinais esperados além do próprio produto defasado e da taxa de inflação.

⁹ Quando consideramos a dinâmica da taxa de juros nominal para os três estados há correção de erro do vetor de cointegração, portanto a taxa de juros nominal a curto prazo apresentando correção de erro para a relação da taxa de juros real e o produto de equilíbrio no longo prazo. Logo para cada ponto no tempo existe um ponto de equilíbrio para o qual o sistema tende após a realização de um choque. Vale ressaltar no entanto que quando existem ajustamentos de curto prazo por variáveis defasadas como no presente caso a interpretação do vetor de cointegração enquanto simplesmente um estado estacionário para o qual existe uma tendência de retorno por forças do próprio sistema é alterada substancialmente e pode levar a resultados enganosos.

¹⁰ De acordo com Tesouro Nacional (1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008) a participação dos títulos atrelados à taxa SELIC no total da dívida pública mobiliária federal interna tomada nos meses de dezembro para o período de 1999 a 2007 foi a seguinte:

1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
57%	52%	52.8%	60.8%	46.5%	57%	51.8%	33.4%	30.7%

Tabela 24 Modelo Econométrico Estrutural RJ*

$$\Delta LPI_{est,t,RJ} = 2.658 - 0.181 \Delta LPI_{RJ,t-1} - 0.165 \Delta LEXCH_{t-1} + 0.223 \Delta LEXCH_{t-2} - 0.332 \Delta LEXCH_{t-3} - 0.204 \beta' y_t + \hat{\omega} D_t \quad \hat{\sigma} = 0.023$$

$$\Delta IPCA_{est,t,RJ} = -31.96 + 13.023 \Delta LM3_{t-1} + 4.637 \Delta LEXCH_{t-1} - 0.190 \Delta IPCA_{RJ,t-2} + 2.449 \beta' y_{t-1} + \hat{\omega} D_t \quad \hat{\sigma} = 0.356$$

$$AR\ 1-7: F(75, 263) 1.2124 [0.079]$$

$$AR\ 1-1: \chi^2(25) 35.636 [0.077]$$

$$normalidade: \chi^2(0) 12.676 [0.242]$$

$$heterocedasticidade: F(10, 639) 0.967 [0.653]$$

$$restrições: \chi^2(1) 88.661 [0.07]$$

*O vetor D_t corresponde a variáveis determinísticas sendo que em ambas as equações são incluídas *dummies* sazonais apenas.

Tabela 23 Modelo Econométrico Estrutural SP*

$$\Delta LPI_{est,t,SP} = -0.0132 - 0.415 \Delta LPI_{SP,t-1} + 0.014 \Delta IPCA_{SP,t-1} + 1.334 \Delta LM3 - 0.126 \Delta i_{t-1} - 0.456 \Delta LPI_{SP,t-2} + \hat{\omega} D_t \quad \hat{\sigma} = 0.029$$

$$\Delta IPCA_{est,t,SP} = -2.353 + 3.170 \Delta LEXCH_{t-1} + 0.423 \beta' y_{t-1} + \hat{\omega} D_t \quad \hat{\sigma} = 0.329$$

$$AR\ 1-7: F(75, 258) 1.070 [0.308]$$

$$AR\ 1-1: \chi^2(25) 23.905 [0.524]$$

$$normalidade: \chi^2(0) 7.153 [0.710]$$

$$heterocedasticidade: F(40, 604) 0.798 [0.996]$$

$$restrições: \chi^2(6) 89.180 [0.143]$$

*O vetor D_t corresponde a variáveis determinísticas sendo que em ambas as equações são incluídas *dummies* sazonais e para a primeira equação apenas uma *dummy* que assume valor 1 para junho de 2000 e zero para os demais. Para a segunda equação foram incluídas duas *dummies* que assume valor 1 para julho de 2000 e novembro de 2002.

Inesperadamente apenas para o modelo do RJ a dinâmica do produto responde ao vetor de cointegração com um comportamento de correção de erro do produto no curto prazo ao equilíbrio

representado pela curva IS. Este resultado, em conjunto com o fato de que para os três estados a equação da dinâmica da taxa de juros apresenta comportamento de correção de erro, sugere que o equilíbrio de longo prazo representado pelo vetor de cointegração estaria mais relacionado com uma taxa de juros real de longo prazo e para qual a dinâmica de curto prazo da taxa de juros nominal apresenta correção do erro do que o produto potencial de longo prazo determinado pela taxa de juros real e para o qual existe correção de erro dos desvios de curto prazo.

A fim de determinar os impactos da condução da política monetária sobre a dinâmica do produto e da inflação para cada um dos estados são apresentadas nas figuras 3, 4 e 5 as funções de impulso resposta de choques de um desvio padrão sobre o estoque de moeda e sobre a taxa de juros para os estados de MG, RJ e SP respectivamente.

Os resultados dos choques no estoque de moeda sobre a dinâmica da inflação são, como esperado, positivos para MG e RJ, chamando a atenção para o idêntico e forte impacto de aceleração nos preços para ambos e estranhamente negativos para SP. Já sobre o produto os choques em M3 são virtualmente nulos.

Já para os choques na taxa de juros o impacto é predominantemente positivo sobre a dinâmica da inflação para MG e SP, enquanto que para o RJ o impacto oscila entre positivo e negativo. Vale ressaltar que a maior parte do efeito se concentra nos 10 primeiros meses após o choque de acordo portanto com a defasagem presente na política monetária estimada em torno de 6 meses. Já para o produto este impacto se mostra predominantemente negativo não obstante esteja muito próximo de zero.

Figura 3 Função Impulso Resposta Choque nos Juros e em M3 sobre Inflação- MG

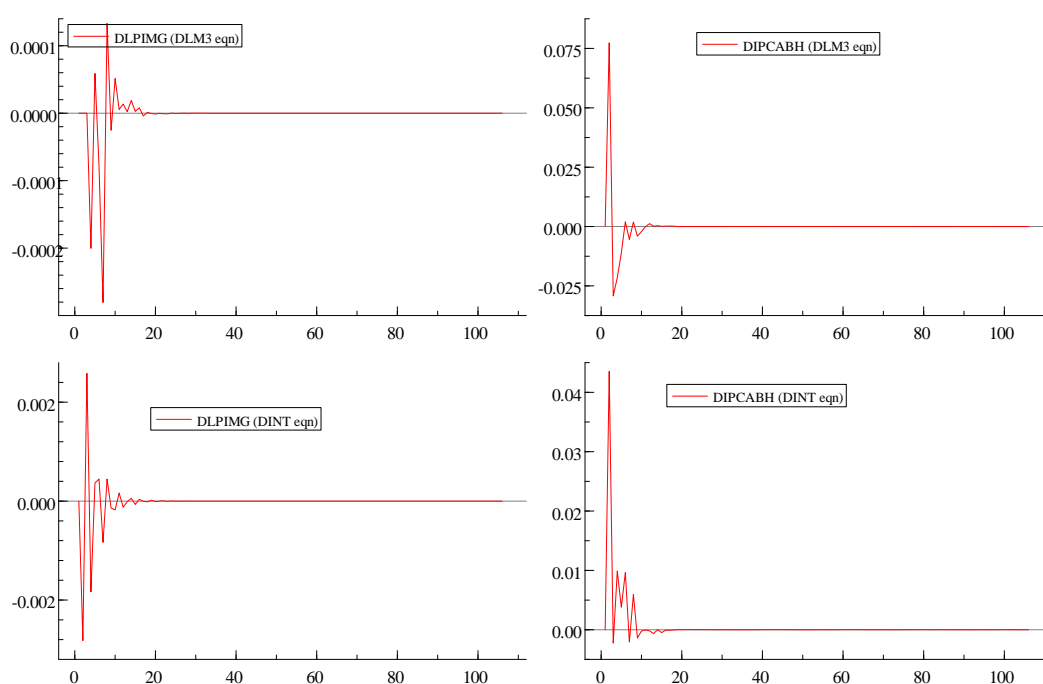


Figura 4 Função Impulso Resposta Choque nos Juros e em M3 sobre Inflação - RJ

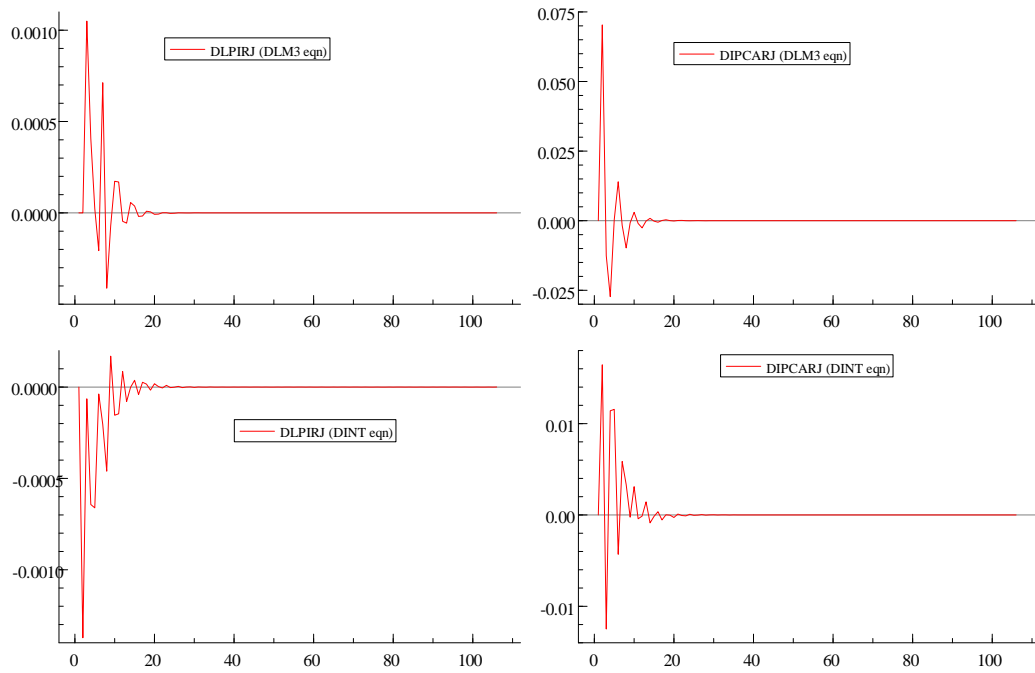
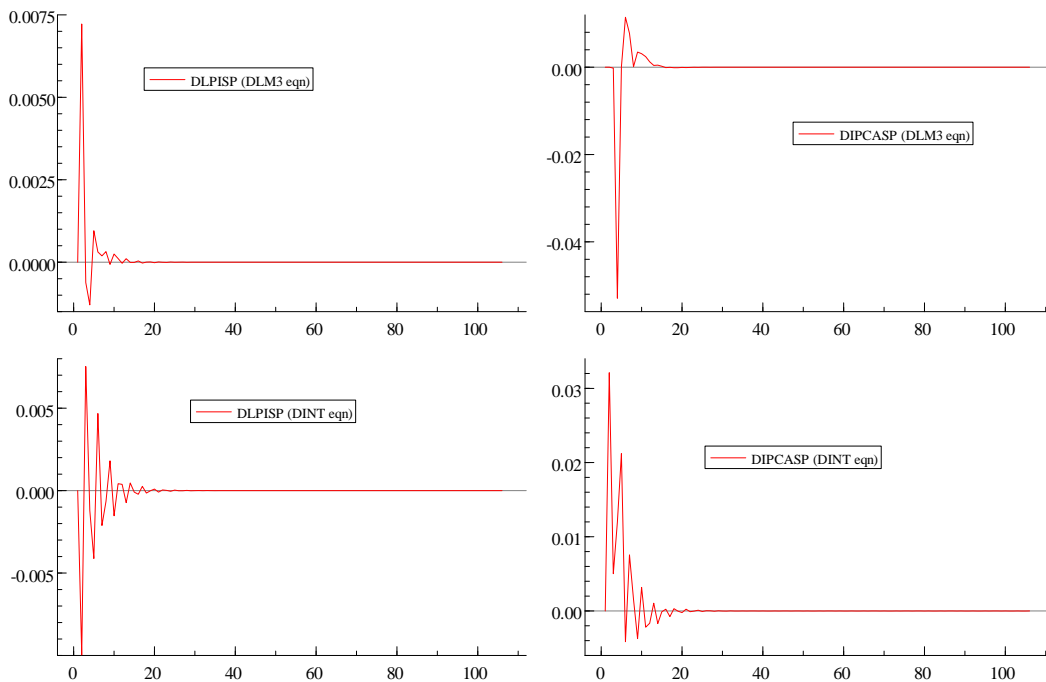


Figura 5 Função Impulso Resposta Choque nos Juros e em M3 sobre Inflação - SP



De uma maneira geral considerando os choques sobre a moeda existe um comportamento diferenciado entre MG e RJ em relação a São Paulo. Para este último predomina um efeito muito menor sobre as taxas de inflação regional certamente pela diferente dinâmica dos preços que nos dois primeiros inclui no curto prazo um efeito direto do estoque de moeda sobre a inflação, enquanto que para SP a

dinâmica do curto prazo é dada pela taxa de câmbio embora para MG e RJ os impactos do câmbio no curto prazo estejam presentes também. Tal resultado demonstra que a dinâmica dos preços nos três estados parece ter um elemento em comum, qual seja, o efeito passagem do câmbio para os preços, mas com diferentes impactos quando consideramos choques sobre a moeda.

4) Conclusão

No presente artigo investigamos os impactos da política monetária sobre a dinâmica dos preços e do produto para os estados de MG, RJ e SP. Os resultados permitem a identificação de uma curva IS considerando-se os dados para a economia brasileira. As restrições implicadas pela curva IS quando testadas sobre os dados de cada um dos estados não são rejeitadas. Portanto a dinâmica de longo prazo do produto é afetada pela taxa de juros real, resultado este em consonância com diversos trabalhos na literatura.

No entanto surpreendentemente o câmbio não parece exercer papel significativo na dinâmica de longo prazo. Contudo, ao considerarmos os modelos estruturais, essa variável se mostra significativa na equação que descreve a dinâmica da inflação para cada um dos estados no curto prazo em consonância, portanto, com as discussões na literatura que apontam para um efeito passagem do câmbio para os preços.¹¹ Diante dos recentes eventos econômicos que marcam a crise das hipotecas nos EUA e os impactos observados sobre a taxa de câmbio R\$/US\$ podemos esperar, de acordo com os resultados obtidos, uma aceleração inflacionária no curto prazo em cada uma das regiões analisadas devido o canal de transmissão do câmbio. Há, contudo, diferenças significativas sobre a magnitude desses impactos, uma vez que no caso de MG e RJ no curto prazo uma redução no estoque de moeda implica em uma redução nos preços enquanto que para SP o impacto sobre o câmbio é direto. Como resultado a utilização da política monetária possui efeitos contrários àqueles observados pela depreciação da moeda no curto prazo apenas em MG e no RJ. Este resultado diferenciado para a dinâmica dos preços e as diferenças observadas nos choques do estoque da moeda sobre os produtos regionais corroboram a hipótese inicial de que os mecanismos de transmissão da política monetária para os preços apresentam componentes específicos para cada um dos estados em questão e ressaltam a importância de se considerar essas diferenças na análise da condução da política monetária uma vez que os efeitos são distintos e não homogêneos. Um resultado interessante nesse contexto foi a relação representada pela curva IS identificada no modelo para a economia brasileira se sobrepôr no longo prazo indicando que existe uma convergência dos dados donde se conclui que a taxa de juros enquanto meta intermediária exerce papel relevante no controle da demanda agregada de longo prazo nos três estados. No entanto, há de se ressaltar

¹¹ No presente caso por estarmos utilizando dados regionais a taxa de câmbio se mostrou fracamente exógena para os parâmetros do vetor de cointegração em todos os modelos VAR estimados, já sinalizando portanto que o efeito seria do câmbio para os preços embora para os modelos econométricos estruturais não tenha sido possível condicionar o sistema a essa variável de tal modo que o câmbio fosse exógeno.

ainda que o presente trabalho restringiu-se aos principais estados da região sudeste os quais por serem estados com base econômica fortemente industrial pode implicar em resultados similares em termos da dinâmica dos preços haja vista a similaridade observada nas equações da dinâmica da inflação para o RJ e MG. Nesse sentido uma análise mais abrangente em termos regionais como a proposta em Araújo (2004) seguindo a mesma abordagem metodológica deste artigo talvez possa apresentar um panorama mais detalhado dos canais de transmissão da política monetária do que os resultados aqui apresentados. Esse tipo de análise certamente deve merecer a atenção de futuras pesquisas no sentido de detalhar de maneira clara quais mecanismos se mostrem homogêneos, como no presente caso a relação IS daqueles que se mostrem distintos para cada unidade da federação como os impactos do câmbio e estoque de moeda no curto prazo.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

- ANDRADE, J. e DIVINO, J. Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil. **Texto para Discussão nº 806**, IPEA, 2001.
- ARAÚJO, C. Análise da Dominância Fiscal sob o Regime de Metas para Inflação no Brasil, 2003. Disponível em www.bc.gov.br. Acesso em 22/05/2006.
- ARAÚJO, E. Medindo o Impacto Regional da Política Monetária: Uma Comparação entre as Regiões Nordeste e Sul. **Revista Econômica do Nordeste**, v.35, n.3, p.356-393, 2004.
- BOGDANSKI, J., TOMBINI, A., WERLANG, S. Implementing Inflation Targeting in Brazil. **Banco Central do Brasil Working Paper Séries nº 01**, 2000.
- BONOMO, M. e BRITO, R.. Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Banco Central do Brasil Working Paper Séries nº 28**, 2001.
- CANOVA, F. The economics of VAR models. In HOOVER, K. D. **Macroeconometrics: Developments, tensions and prospects**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1995.
- CATS in RATS. Version 2**. Desenvolvido por: HANSEN, D.H.; JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Estima, 2005. 1 CD-ROOM.
- CLEMENTS, M. P, MIZON, G. E .Empirical Analysis of Macroeconomic Time Series: VAR and Structural Models. **European Economic Review**, 35, 887-932, 1991.
- FERNANDES, M., TORO, J. O mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-Plano Real. **Ensaios Econômicos da EPGE**, n. 448, 2002.
- FREITAS, P. S. e MUINHOS, M. K. A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil. **Banco Central do Brasil Working Paper Séries nº 18**, 2001.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**,v.74, p. 427-431, 1979.

HALL, A. Testing for a unit root in time series with preset data-based model selection. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.12, p. 461-470, 1994.

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995

_____ RICHARD, J.F. (1982) On the formulation of empirical models in dynamic econometrics, **Journal of Econometrics**, 20: 3-33.

_____ DOORNIK, J. A. (1994) Modelling linear dynamic econometric systems, **Scottish Journal of Political Economy**, 41:1-33.

_____ MIZON, G.E. Evaluating dynamic econometric models by encompassing the VAR, in PHILLIPS, P.C.B. (ed) **Models Methods and Applications of Econometrics**. Cambridge: Blackwell, 1993.

IBGE. **Indicadores conjunturais da indústria**. Série Relatórios Metodológicos, v. 31, 2004. Disponível em:

<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimpfbr/srmindconjind.pdf>. Acesso em 19 ago. 2008.

JOHANSEN, S. **Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models**, Oxford: Oxford University Press, 1995

_____ Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data in: ERICSSON, N. R., IRONS, J. S. (org) **Testing Exogeneity**, New York, Oxford University Press, 1994

_____ A small sample correction for the test of cointegrating rank in the vector autoregressive model. **Econometrica**, v. 70, n. 5, p. 1929-1961, 2002.

JUSELIUS, K. **The cointegrated VAR model: methodology and applications**. Oxford: Oxford University Press, 2006.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v.54, p. 159-178, 1992.

MADDALA, G.S., KIM, I.M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

MIZON, G. E. Progressive modelling of macroeconomic time series: The LSE methodology, in HOOVER, K. D. **Macroeconometrics: Developments, tensions and prospects**, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1995

MORAIS, J. F. M; ANDRADE, J. P. e M. L. F. SILVA. Política monetária ótima em um contexto de elevada dívida pública: o caso do Brasil. 2004. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A030.pdf>. Acesso em 05/05/2006

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; e RIELLA, G. (2002). Modelo estrutural com setor externo: endogenização do prêmio de risco e do câmbio. **Banco Central do Brasil Working Paper Séries** n° 42, 2002.

RATS Version 7.0. Desenvolvido por: DOAN, T. A. Estima, 2007. 1 CD-ROOM.

SCHLITZER, G. Testing the stationarity of economic time series: further Monte Carlo evidence. **Ricerche Economiche**, v.49, p. 125-144, 1995.

TESOURO NACIONAL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **Plano anual de financiamento**. Brasília, 2001-. Anual. Disponível em:

http://www.stn.fazenda.gov.br/divida_publica/paf.asp. Acesso em 07/10/2008.